

表題

わが国の男児出生割合の年次変動に対する年齢－時代－コホート効果と男児
出生割合の将来予測（2008 年～2027 年）

著者名

内田 博之^{*1}, 渡邊 真代^{*1}, 内記 麻帆^{*1}, 伊東 順太^{1*}, 大竹 一男^{*1},
小田切 陽一^{*2}, 小林 順^{*1}

所属機関

^{*1} 城西大学薬学部医療栄養学科病態解析学講座

^{*2} 山梨県立大学看護学部健康科学・公衆衛生学

連絡先住所

内田博之

350-0295 埼玉県坂戸市けやき台 1-1

城西大学 薬学部 医療栄養学科 病態解析学講座

TEL: 049-271-7204

Fax: 049-271-7209

E-mail : mrhiro@josai.ac.jp

図表の枚数

表：1 個

図：3 個

Age, period, and birth-cohort effects on the male proportion in Japanese newborns and projections for male proportion for 20 periods (2008–2027)

Hiroyuki UCHIDA^{*1}, Mayo WATANABE^{*1}, Maho NAIKI^{*1}, Junta ITO^{*1}, Kazuo OHTAKE^{*1}, Youichi ODAGIRI^{*2} and Jun KOBAYASHI^{*1}

^{*1} Department of Clinical Dietetics and Human Nutrition, Division of Pathophysiology, Faculty of Pharmaceutical Science, Josai University

^{*2} Division of Health science and Public Health, Faculty of Nursing, Yamanashi Prefectural University

Reprint requests to: Associate Professor Hiroyuki UCHIDA

Department of Clinical Dietetics and Human Nutrition, Division of Pathophysiology, Faculty of Pharmaceutical Science, Josai University, 1-1 Keyakidai, Sakado, Saitama 350-0295, Japan

TEL: +81(49)271-7204

Fax : +81(49)271-7209

E-mail: mrhiro@josai.ac.jp

Abstract

Objectives: To determine age-, period-, and cohort-specific effects on the male proportion in Japanese newborns, we performed an age-period-cohort (APC) analysis in this study. In addition, projections for the male proportion were analyzed.

Methods: We obtained data regarding live births of the newborn for Japanese women for 1947–2007 from the National Vital Statistics. Cohort tables containing data on the male proportion were analyzed using a Bayesian APC model. Projections of the male proportion (2008–2027) were calculated.

Results: The age effect decreased when the mothers were 40–44 years old; however, its effect was relatively limited as compared to the period and cohort effects. The period effect increased from 1947 to 1968 and decreased thereafter. Analysis of the cohort effect on male proportion trends revealed a decreasing slope for birth cohorts born between 1905 and 1945 and a subsequent increase after 1962. The projections for male proportion indicated that the male proportion in 2027 would be similar to that in the 1970s.

Conclusions: The age of the mother hardly affected the male proportion. The period effect started reducing from the latter half of the 1960s. This may be attributable to the high economic growth since 1965 that promoted the development of environmental pollutants, which in turn may have lead to intrauterine environment deterioration. Cohort effects changed from 1962 and exhibited trends toward increase in male proportion; this may be because of improvements in obstetric care. Our results suggest that the male proportion in Japanese newborns will increase in the future.

Key words: male proportion in newborns (男児出生割合), Bayesian age-period-cohort analysis (ベイズ型 age-period-cohort 分析), cohort effect (コホート効果), intrauterine environment (子宮内環境), obstetric care (産科治療)

はじめに

男児の生まれる頻度は、総出生数に占める男児出生数の割合（男児出生割合）あるいは男児出生数と女児出生数の比（出生性比）という指標で表すことができる。両指標は算出方法が違ふものの、相互に算出可能なことより同様な指標として扱われる。わが国の男児出生割合は 1969 年に 51.59（出生性比 106.56）であったものが 1994 年に 51.34（出生性比 105.52）まで低下することが観察されている(1, 2)。女性胎児に比べて男性胎児が出生前に脆弱さを有するために、男児出生割合の低下はいわゆる衛生状態の低下、妊婦の生活環境の低下、それに伴う胎内環境の悪化によって、比較的死産になりやすい男性胎児が出産時まで成育する可能性が低くなるためと解釈されている(2)。わが国だけでなく男児出生割合の低下傾向は、オランダ (3)が 1950 年頃以降、デンマーク (4)が 1960 年頃以降、カナダとアメリカ (5)が 1970 年頃以降、ラテンアメリカ (6)が 1977 年頃以降およびイギリスとウェールズ (7)が 1980 年頃以降に生じており、先進国に共通して観察されている。また、その割合の低下には、内分泌かく乱物質などの環境汚染物質の母体曝露が死産性比に影響したためとの報告もある(8)。最近のわが国の研究では、男児出生割合の低下傾向の経年変化を捉えるために、Joinpoint 回帰を使用した解析 (9)あるいは移動平均を使用した解析 (10)がある。しかしながら、これらの報告はいずれも男児出生割合の経年変化のみを観察したものであり、母の年齢影響や母のコホート（世代）影響を考慮していない。出生数の動向には、母の年齢影響、時代影響およびコホート影響が大きく関係しており (11, 12)、男児出生割合の動向の背景にもこれらの影響が関与している可能性があると考えられる。コホート分析は、時代変化に伴った社会事象の変化を年齢、時代、コホートの視点から分析する手法であり、男児出生割合の

変動に及ぼす要因を検討する観点からも重要である。

男児出生割合の動向などの一定期間の年齢別の時系列データから、その変動に関係すると考えられる年齢、時代、コホートの各要因の影響を分離して、影響の大きさ（効果）を推定する方法の一つに、ベイズ型年齢・時代・コホート (age-period-cohort, APC) 分析がある。従来の APC 分析には「識別問題」が存在し、年齢、時代およびコホートの 3 要因を分離して推定することが困難であったが (13, 14), ベイズ型 APC 分析では各要因の効果を分離して推定することが可能である (13, 15, 16)。ベイズ型 APC 分析は、疾病死亡 (17-20), 自殺死亡 (21), 出生 (11) および婚姻 (12) などの動向を対象としたコホート影響の解明を目的とした医療保健分野の研究に使用され、社会医学上の重要な知見を提供している。また、先行研究では男児出生割合が低減傾向を示すと報告されているが、この傾向が今後続くかどうかを評価することは将来対策を講ずるために必要である。ベイズ型 APC 分析では、変数の変動からの将来予測を可能とし、これまでも、肺がん死亡率やわが国の出生率の将来推計について報告 (11, 22) されている。

本研究は、男児出生割合の動向について、年齢、時代およびコホートの 3 つの時間要素を分離して評価できる APC 分析の特徴を活かし、わが国の男児出生割合の動向に及ぼしてきたこれら 3 要因の固有の影響を明らかにし、男児出生割合の将来予測を行うことを目的とした。1947 年から 2007 年の男児出生割合の動向について APC 分析を行い、年齢、時代およびコホート効果のそれぞれの時間断面における変化パターンをトレンドの方向（増大あるいは低減）とその変曲点の位置として記述した。さらに、2008 年から 2027 年までの男児出生割合の将来推計を行い、その割合が今後どのような推移を示すのかを記述した。

方 法

1. 出生数の資料

出生数は、1947～2007年の人口動態統計(23)から母の年齢別（15歳～44歳）の性別出生数を使用した。観察対象となった母のコホートは1905年から1990年の期間の生まれの86コホートであり、そのコホート表をTable 1に示した。この表は、61年間（時代）における15～44歳の6年齢区分（年齢）の時代進行に伴った年齢進行を示し、表中の数値は同一のコホートの母の出生年（中央年）を表している。

2. 男児出生割合の年次推移

1947年から2007年までの母の年齢別男児出生割合の年次推移は、算出された男児出生割合に変動を伴うために、5か年の移動平均を用いて平滑化を行い図示した。

3. 男児出生割合のベイズ型 APC 分析

Table 1のように配列された男児出生割合をKnorr-HeldとRainer (22)の階層ベイズ型コホートモデルを用いたベイズ型APC分析により、年齢、時代およびコホートの各要因の影響を分離して各要因の影響の大きさ（効果）を推定した。本モデルは、次式に示すように年齢、時代およびコホートの各効果および総平均効果の各パラメータの和として表される。このパラメータの識別性に妥当性を持たせるために、このモデルにゼロ和制約および各パラメータの変化を最小とする漸進的变化を付加条件として各パラメータを推定し、さらに事後推定値の線形部分を解釈の対象から除外した。

$$\eta_{ij} = \beta_0 + \beta_i A + \beta_j P + \beta_k C, \quad i = 1, \dots, I; \quad j = 1, \dots, I; \quad k = 1, \dots, I \quad (\text{式})$$

ここで、 β_0 は総平均効果、 $\beta_i A$ は第 i 年齢の年齢効果、 $\beta_j P$ は第 j 時点の時代効果、 $\beta_k C$ は第 k コホートのコホート効果のパラメータをさす。

分析には BAMP (Bayesian Age-Period-Cohort Modeling and Prediction) を使用し、これは Schmid と Knorr-Held により作製されたマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法に基づいた解析ソフトウェアである (24)。モデルの適合性については、適合度 (good of fitness) の評価指標となるデビアンズ値を算出し、単要因モデル (A, P, C) あるいは 2 要因モデル (AP, AC, PC) のデビアンズ値と比べて 3 要因 (APC) モデルのデビアンズ値 (295.3) が最も小さく、適合度が高いことを確認して 3 要因モデルを採択した。

ベイズ型 APC 分析の結果は、年齢効果、時代効果およびコホート効果の各時間断面における事後推定値をグラフとして表した。事後推定値が「+」方向への変化（右上がりの変化）は、効果が増大し男児出生割合を増大する方向に影響するトレンドにあり、反対に「-」方向への変化（右下がりの変化）は効果が低減し男児出生割合が減少するトレンドにあることを示すものとして表現される。また、各効果の事後推定値の range 幅（最大値と最小値の差）は、3 効果の男児出生割合への相対的な影響の大きさを表している。

4. 男児出生割合の将来推計

男児出生割合の将来推計には、Table 1 のように配列された男児出生割合を BAMP に付帯する予測プログラムに挿入し、RW1 のランダムウォーク法を適用した (11, 24)。2008 年から 2027 年の期間における母の年齢別（15 歳～44 歳）の男児出生割合は、中央値とその 95% 信用区間として推定した。

結 果

1. 母の年齢別男児出生割合の年次推移

わが国の男児出生割合の年次推移を Fig. 1 に示す。母の年齢 15-44 歳の男児出生割合の年次推移は変動するものの、ひのえうまの年の 1966 年 (51.8) と高度経済成長期の 1970 年 (51.7) に大きなピークが観察された。この傾向は、母の年齢 20-24, 25-29 および 30-34 歳の年齢階級においても観察された。これらの推移を移動平均で観察すると、母の年齢 15-44 歳では 1949 年に 51.3 であったのが、1970 年まで継続的に上昇し 51.7 となった。その後この割合は継続的に低下し 2005 年には 51.3 となった。母の年齢 15-19 歳の移動平均は、1949 年に 51.4, その後 1970 年と 1984 年に 52 程度まで変動するものの 2005 年には 51.6 となった。母の年齢 20-24, 25-29, 30-34 および 35-39 歳の移動平均は類似しており、1949 年に約 51.3 であったのが、1970 年までに約 51.7 と上昇し、その後 2005 年までに約 51.3 と低下した。母の年齢 40-44 歳の移動平均は、1949 年に 51.3, その後変動するものの 1970 年に 51.8 となり、2005 年には 50.8 と低下した。母の年齢 15-44 歳だけでなく、15-19 歳を除いたすべての年齢階級で、男児出生割合の年次推移は高度経済成長期の 1970 年を変曲点として、上昇から低下に転じていた。

2. 男児出生割合の動向に対する年齢、時代およびコホート効果

1947 年から 2007 年までのわが国の男児出生割合の動向に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果の事後推定値を求め、それらのグラフを Fig. 2 に示した。これらの 3 効果のうち年齢効果はレンジ幅 0.007 ともっとも小さく、母の年齢 15-19 歳から 25-29 歳にかけて低減トレンドを示し、30-34 歳から 40-44

歳にかけて再び低減トレンドを示した。年齢効果に比べて時代効果とコホート効果は大きく、それぞれレンジ幅が 0.022, 0.019 であった。時代効果は 1947 年以降の増大トレンドが、高度経済成長期の 1968 年を変曲点として低減トレンドに転じていた。コホート効果は 1905 年生まれ以降のコホートにおける低減トレンドが 1945 年生まれのコホートまで継続し、その後 1953 年生まれのコホートまで増大したものの 1962 年生まれのコホートまで再び低減トレンドになり、これ以降のコホートでは増大トレンドに転じていた。

3. 男児出生割合の将来推計

2008 年から 2027 年までの予測期間の母の年齢別男児出生割合の将来推計を行い、その結果を Fig.3 に示した。母の年齢 15-44 歳の男児出生割合は 2008 年が 51.4 (95%信用区間(CI): 50.1~52.6) であり、その後継続して上昇し、2027 年には 51.8 (95%CI: 49.2~53.8) まで上昇すると推計された。母の年齢 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39 および 40-44 歳の 2008 年から 2027 年までの男児出生割合の予測値は、それぞれ順に 51.7~51.9, 51.4~52.0, 51.4~51.8, 51.3~51.7, 51.2~51.7 および 51.2~51.5 であり、いずれの年齢階級においても男児出生割合は将来上昇傾向を示すことが予測された。

考 察

男児出生割合は日本(2)だけでなく、ヨーロッパ(3, 4, 7), アメリカ(5, 6)などで同様に近年低減傾向を示している。男児出生割合が低減する要因には、受精後から胎児成長期に受けた内分泌かく乱物質や他の環境汚染物質(8, 25-27)によるものの他、不妊治療に使用される排卵誘発剤(28), 栄養状態の悪化(29, 30), 妊娠前後における親の喫煙 (31, 32)および過度の精神的ストレス(33, 34)などが

候補として挙げられている。

また、Ohmi ら(35)は、男女児に分けて胎児死亡と胎児の子宮内成長遅滞に起因する低出生体重児の年次推移を観察することにより、男児出生割合の低減と子宮内環境の悪化について報告している。それ故、男児出生割合の低減は、先に挙げた種々の要因が子宮内環境の悪化を招き、女性胎児に比べて脆弱性の高い男性胎児を死亡しやすくしているものと解釈されている。

今日までの男児出生割合についての研究は、その経年変化のみを観察したものが主流であった。一方で、出生数の動向には母の年齢影響、時代影響およびコホート影響が大きく関与していることが示されているにもかかわらず(11, 12), これら母側の出産環境を考慮した男児出生割合の動向について考察したものではなかった。そこで、男児出生割合の動向の背景にある母の年齢影響、時代影響およびコホート影響について明らかにするためには、コホート分析の適用が必要である。APC 分析は、時代変化に伴った社会医学的事象の変化を年齢、時代およびコホート（世代）の視点から分析する手法であり、本研究の目的には適切な手法であると考えられる。

母の年齢別男児出生割合の年次推移より、母の年齢 15-44 歳だけでなく、15-19 歳を除いたすべての年齢階級で、男児出生割合の年次推移は高度経済成長期の後半にあたる 1970 年を変曲点として、増大から低減に転じていた。しかし、これらの推移が表すものは単に出産する女性をとりまく社会環境（子宮内環境に影響を与える要因）の変化が幅広い年齢層に与える「時代影響」としてのみと捉えることはできず、出産年齢が高齢側にずれたという「年齢影響」、特定の出生コホートを中心として強く影響した「コホート影響」を合わせた総合的な効果として現れていると考えられる。本研究では、男児出生割合の動向の背景に年齢影響、時代影響およびコホート影響があることを前提にして、それらの影

響をベイズ型 APC 分析によって分離することで、男児出生割合の動向に与える各要因の影響を明らかにすることを目的とした。

男児出生割合の動向に関する APC 分析の結果より、男児出生割合は母の年齢とともに僅かに低減傾向を示すことが観察された。母の年齢が高くなると、男児出生割合が低下することが明らかとなった。しかし、時代効果やコホート効果に比べ年齢効果は小さく、母の年齢進行が男児出生割合に対しては大きく影響していなかった。時代効果では、1947 年以降急な増大トレンド示すが、1968 年を変曲点とし低減トレンドに転じており、年齢効果に比べて男児出生割合への影響は大きく、観察期間における時代進行が男児出生割合に対して大きく影響したことが明らかとなった。1960 年代後半を変曲点とした男児出生割合の増大トレンドから低減トレンドへの変化は、移動平均(2, 10)や Joinpoint 回帰(9)を使用した解析と同様な結果となった。1947 年は第二次世界大戦終結 2 年後で、その後徐々に衛生状態や栄養摂取が改善し、出産する女性をとりまく生活環境も改善し、1947 年以降の男児出生割合の急速な増大に寄与したものと考えられる。また、1968 年は高度経済成長の最盛期であり、石油化学工業の発展などによる化学物質の曝露の機会も多く(36)、これが子宮内環境の悪化を招来し、1968 年以降の男児出生割合の低減に寄与した可能性がある。実際、わが国の死産性比が、1970 年以降上昇していることが報告(8)されており、この期間に子宮内環境が悪化したことを示唆するものである。

コホート効果では、1905 年生まれ以降のコホートから 1945 年生まれのコホートまで低減トレンドを示すが、1962 年生まれ以降のコホートでは増大トレンドを示すことが観察された。時代効果と同様に男児出生割合への影響は大きく、観察出生年におけるコホート進行が男児出生割合に対して大きく影響したことが明らかとなった。1945 年生まれ以前のコホートは、戦前生まれのひとたちの

幼少期が戦後の栄養状態や衛生状態の悪い環境にさらされており、これが 1945 年生まれのコホートまで男児出生割合の低減に寄与したのかもしれない。一方、高度経済成長の前期から中期にあたる 1961 年生まれ以降のコホートについては、男児出生割合が増大していた。これは、高度経済成長期に受ける可能性のある化学物質の曝露により子宮内環境の悪化が生じ、特定のコホートに強く影響を与えた結果とは解釈することができない。

Mathews ら(37)は、アメリカに居住する白人の男児出生割合が 1970 年以降低減傾向であったが、アフリカ系アメリカ人の男児出生割合では逆に 1970 年以降増大傾向を示していることを明らかにした。この傾向の違いが生じた要因として、Davis ら(38)は、アフリカ系アメリカ人の出生前の産科治療が白人のそれと比べ遅れていたことであると報告した。この中で、近年アフリカ系アメリカ人に対する産科治療が改善され、男性胎児の死亡の危険が軽減され、男性胎児が出生まで生きながらえることができ、1970 年以降アフリカ系アメリカ人の男児出生割合が増大したことであると述べている。著者らが明らかにした 1962 年生まれ以降のコホートにおける男児出生割合の増大トレンドも、わが国の産科治療の改善と進展が特定のコホートに強く影響を与えた可能性を示しているかもしれない。実際、わが国の産科治療の改善と進展は、1970 年代以降から超音波断層法を用いた胎児形態機能計測などの検査法とそれらを利用した胎児の治療や妊婦の治療として飛躍的に進んでおり(39, 40)、男児出生割合の増大トレンドは 1962 年生まれのコホートが出産年齢に達し妊娠したときに、男性胎児の死亡の危険が軽減され、男性胎児が出生まで生きながらえたことに由来するかもしれない。

男児出生割合の推移についての研究は、いずれも実測値のみを使用し過去から現在までの状況を解釈したものである。多くの研究者は将来も継続的な観察

が必要であり、今後も男児出生割合が低減傾向であるのかどうかを非常に危惧している。しかし、男児出生割合の将来予測を行った研究はなかった。本研究で初めて観察されたわが国の男児出生割合の将来推計の結果より、2007 年の実測値に比べて男児出生割合は、母の年齢 15-44 歳だけでなくいずれの年齢階級においても増大傾向を示し、男児出生割合は、今後 20 年間は増大し、改善する方向に向かうことが観察された。2027 年には、今までで一番高値であった 1970 年代の男児出生割合と同程度になるものと予測された。将来予測から見た男児出生割合の改善傾向は、本研究において示唆された 1962 年生まれ以降のコホートの寄与があったものと推察された。

本研究の結果より、わが国の男児出生割合に対する影響は、母の出産年齢（年齢効果）の影響は小さく、出産年（時代効果）と母の誕生年（出生コホート）の影響が大きいことが明らかとなった。出産年齢は年齢と共に男児出生割合を僅かに低減する程度であり、その割合にはほとんど影響を与えなかった。時代の影響は移動平均や Joinpoint 回帰を使用した男児出生割合の先行研究の解析結果と同様に、1960 年代後半から低減トレンドへと変化しており、高度経済成長に伴う子宮内環境の悪化の可能性が示唆された。コホートの影響は 1962 年生まれ以降のコホートに増大トレンドが観察され、産科治療の改善と進展に基づく結果の可能性が示唆された。また、男児出生割合の将来予測をしたところ、2027 年には 1970 年代の男児出生割合と同程度に改善することが明らかとなった。

文 献

- (1) OHMI H, HIROOKA K, MOCHIZUKI Y. Reduced ratio of male to female births in Japan. *Int J Epidemiol* 1999; 28: 597-598.
- (2) 内田博之, 片山優子, 永井正規. 我が国の出生性比の年次推移. *日本公衛誌* 2000; 47: 945-955.
- (3) Van der Pal-de Bruin KM, Verloove-Vanhorick SP, Roeleveld N. Change in male:female ratio among newborn babies in Netherlands. *Lancet* 1997; 349: 62.
- (4) Møller H. Change in male:female ratio among newborn infants in Denmark. *Lancet* 1996; 348: 828-829.
- (5) Allan BB, Brant R, Seidel JE, Jarrell JF. Declining sex ratios in Canada. *Can Med Assoc J* 1997; 156: 37-41.
- (6) Feitosa MF, Krieger H. Demography of the human sex ratio in some Latin-American countries, 1967-86. *Hum Biol* 1992; 64: 523-530.
- (7) Dickinson HO, Parker L. Why is the sex ratio falling in England and Wales? *J Epidemiol Comm Health* 1996; 50: 227-228.
- (8) Mizuno R. The male/female ratio of fetal deaths and births in Japan. *Lancet* 2000; 356: 738-739.
- (9) 羊利敏, 坂本なほ子, 丸井英二. 日本の出生性比動向 (1899-2004 年). *厚生
の指標* 2007; 54: 16-22.
- (10) 大見広規, 廣岡憲造, 望月吉勝, 羽田明. 都道府県別, 地方区分別にみた
出生性比, 自然死産性比, 低出生体重児性比の年次推移の関連. *厚生
の指標* 2009; 56: 13-18.
- (11) 小田切陽一, 内田博之. 日本人女性の出生動向における年齢・時代・世代

- 影響と出生数の将来推計. 厚生の指標 2007; 54 (11): 9-15.
- (12) 内田博之, 小田切陽一, 大竹一男, 小林順. 日本人女性の婚姻動向における年齢・時代・コホートの効果と出生動向との関連. 日本公衛誌 2008; 55: 440-448.
- (13) Berzuini C, Clayton D, Bernardinelli L. Bayesian inference on the Lexis diagram. Bull Intern Stat Inst 1993; 50: 149-164.
- (14) Clayton D, Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates. II: age-period-cohort models. Stat Med 1987; 6: 469-481.
- (15) Besag JE, Green PJ, Higdon DM, et al. Bayesian computation and stochastic system (with discussion). Statistical Sci 1995; 10: 3-66.
- (16) Nakamura T. Bayesian cohort models for general cohort table analysis. Ann Inst Statist Math 1986; 38: 353-370.
- (17) 小田切陽一, 内田博之. Age-Period-Cohort モデルによる日本人中高年の損失寿命に関する分析. 厚生の指標 2003; 50: 7-13.
- (18) Tobias M, Sexton K, Mann S, Sharpe N. How long can it go? Projecting ischaemic heart disease mortality in New Zealand to 2015. N Z Med J 2006; 119: U1932.
- (19) Baker A, Bray I. Bayesian Projections: What are the effects of excluding data from young age groups? Am J of Epidemiol 2005; 162: 798-805.
- (20) Bashir SA, Esteve J. Projecting cancer incidence and mortality using Bayesian age-period-cohort models. J Epidemiol Biostat 2001; 6: 287-296.
- (21) Odagiri Y, Uchida H, Nakano M. Gender differences in age, period, and birth-cohort effect on suicide mortality rate in Japan 1985-2006. Asian Pac J Public Health 2009 in press.
- (22) Knorr-Held L, Rainer E. Projections of lung cancer mortality in West Germany: a

- case study in Bayesian prediction. *Biostat* 2001; 2: 109-129.
- (23) 人口動態統計 昭和 22 年～平成 19 年. 厚生（労働）省大臣官房統計情報部編. 財団法人厚生統計協会.
- (24) Schmid VJ, Held L. Bayesian age-period-cohort modeling and prediction—BAMP. *J Stat Soft* 2007; 21: 1-15.
- (25) Sakamoto M, Nakano A, Akagi H. Declining Minamata male birth ratio associated with increased male fetal death due to heavy methylmercury pollution. *Environ Res* 2001; 87: 92-98.
- (26) Ryan JJ, Amirova Z, Carrier G. Sex ratios of children of Russian pesticide producers exposed to dioxin. *Environ Health Perspect* 2002; 110: 699-701.
- (27) Wise LA, Titus-Ernstoff L, Palmer JR, Hoover RN, Hatch EE, Perez KM, Strohsnitter WC, Kaufman R, Anderson D, Troisi R. Time to pregnancy and secondary sex ratio in men exposed prenatally to Diethylbestrol. *Am J Epidemiol* 2007; 166: 765-774.
- (28) James WH. Evidence that mammalian sex ratios at birth are partially controlled by parental hormone levels around the time of conception. *J Endocrinol* 2008; 198: 3-15.
- (29) Andersson R, Bergstrom S. Is maternal malnutrition associated with a low sex ratio at birth ? *Hum Biol* 1998; 70: 1101-1106.
- (30) 大見広規, 広岡憲造, 羽田明, 望月吉勝. 新生児に関する疫学指標の推移からみた胎内環境の問題点. *臨床小児医学* 2000; 48: 9-16.
- (31) Fukuda M, Fukuda K, Shimizu T, Andersen CY, Byskov AG. Parental periconceptional smoking and male: female ratio of newborn infants. *Lancet* 2002; 359: 1407-1408.

- (32) Parazzini F, Chatenoud L, Maffioletti C, Chiaffarino F, Caserta D. Periconceptional smoking and male: female ratio of newborns. *Eur J Public Health* 2005; 15: 613-614.
- (33) Fukuda M, Fukuda K, Shimizu T, Møller H. Decline in sex ratio at birth after Kobe earthquake. *Hum Reprod* 1998; 13: 2321-2322.
- (34) Khashan AS, Mortensen PB, McNamee R, Baker PN, Abel KM. Sex ratio at birth following prenatal maternal exposure to severe life events: a population-based cohort study. *Hum Reprod* 2009; 24: 1754-1757.
- (35) Ohmi H, Hirooka K, Mochizuki Y, Hata A. The male/female ratio of spontaneous fetal deaths and low birthweight in Japan. *Pediatr Int* 2008; 50: 262-263.
- (36) 田中平三, 中山健夫, 横山徹爾. 生活環境の変化と疾病構造. *治療* 1998; 80: 1206-1207.
- (37) Mathws TJ, Hamilton BE. Trend analysis of the sex ratio at birth in the United States. *National Vital Statistics Reports* 2005; 53: 1-20.
- (38) Davis DL, Webster P, Stainthorpe H, Chilton J, Jones L, Doi R. Declines in sex ratio at birth and fetal deaths in Japan, and in U.S. Whites but not African Americans. *Environ Health Perspect* 2007; 115: 941-946.
- (39) 佐藤章, 舟田雄二, 荒木荘, 星和彦. ハイリスク児の出生前管理 胎児形態機能計測. *産科と婦人科* 1987; 11: 1953-1960.
- (40) 前田博敬, 下川浩, 中野仁雄. ハイリスク児の出生前管理 胎児の内科的治療. *産科と婦人科* 1987; 11: 1969-1975.

Legend

Table 1 Cohort table expressed in the Lexis diagram with 6 age groups and 61 calendar periods.

^a In the Lexis diagram numbers (birth years) be related to the relevant birth cohort of mother.

Fig. 1 Trend in the male proportion in newborns among Japanese women aged between 15 and 44 years, 1947-2007.

^a Parents tend to register the birth of their female infants in the previous or the next year, because of the Japanese superstition that women born in ‘Hinoeuma’ years would lead unhappy lives.

^b Period of high economic growth at 12.2% were 1965-1970.

^c Solid line with black squares represents the five-year moving average of the male proportion in newborns; broken line indicates observed the male proportion in newborns.

Fig. 2 Estimates of the age, period, and cohort effects on the male proportion in newborns during 1947 to 2007 in Japan.

^a Solid line with black squares represents estimates of age, period, or cohort effects; broken line indicates upper or lower limits of 95% credible intervals.

Fig. 3 Projected trends of the male proportion in newborns among Japanese women aged between 15 and 44 years, 2008-2027.

^a Solid line with black squares represents estimates of proportion of male newborn babies; broken line indicates upper or lower limits of 95% credible intervals.

Table 1.

Age Group (years)	Calendar period													
	1947 ...	1952 ...	1957 ...	1962 ...	1967 ...	1972 ...	1977 ...	1982 ...	1987 ...	1992 ...	1997 ...	2002 ...	2007	
15-19	1930 ...	1935 ...	1940 ...	1945 ...	1950 ...	1955 ...	1960 ...	1965 ...	1970 ...	1975 ...	1980 ...	1985 ...	1990	
20-24	1925 ...	1930 ...	1935 ...	1940 ...	1945 ...	1950 ...	1955 ...	1960 ...	1965 ...	1970 ...	1975 ...	1980 ...	1985	
25-29	1920 ...	1925 ...	1930 ...	1935 ...	1940 ...	1945 ...	1950 ...	1955 ...	1960 ...	1965 ...	1970 ...	1975 ...	1980	
30-34	1915 ...	1920 ...	1925 ...	1930 ...	1935 ...	1940 ...	1945 ...	1950 ...	1955 ...	1960 ...	1965 ...	1970 ...	1975	
35-39	1910 ...	1915 ...	1920 ...	1925 ...	1930 ...	1935 ...	1940 ...	1945 ...	1950 ...	1955 ...	1960 ...	1965 ...	1970	
40-44	1905 ...	1910 ...	1915 ...	1920 ...	1925 ...	1930 ...	1935 ...	1940 ...	1945 ...	1950 ...	1955 ...	1960 ...	1965	

Fig. 1

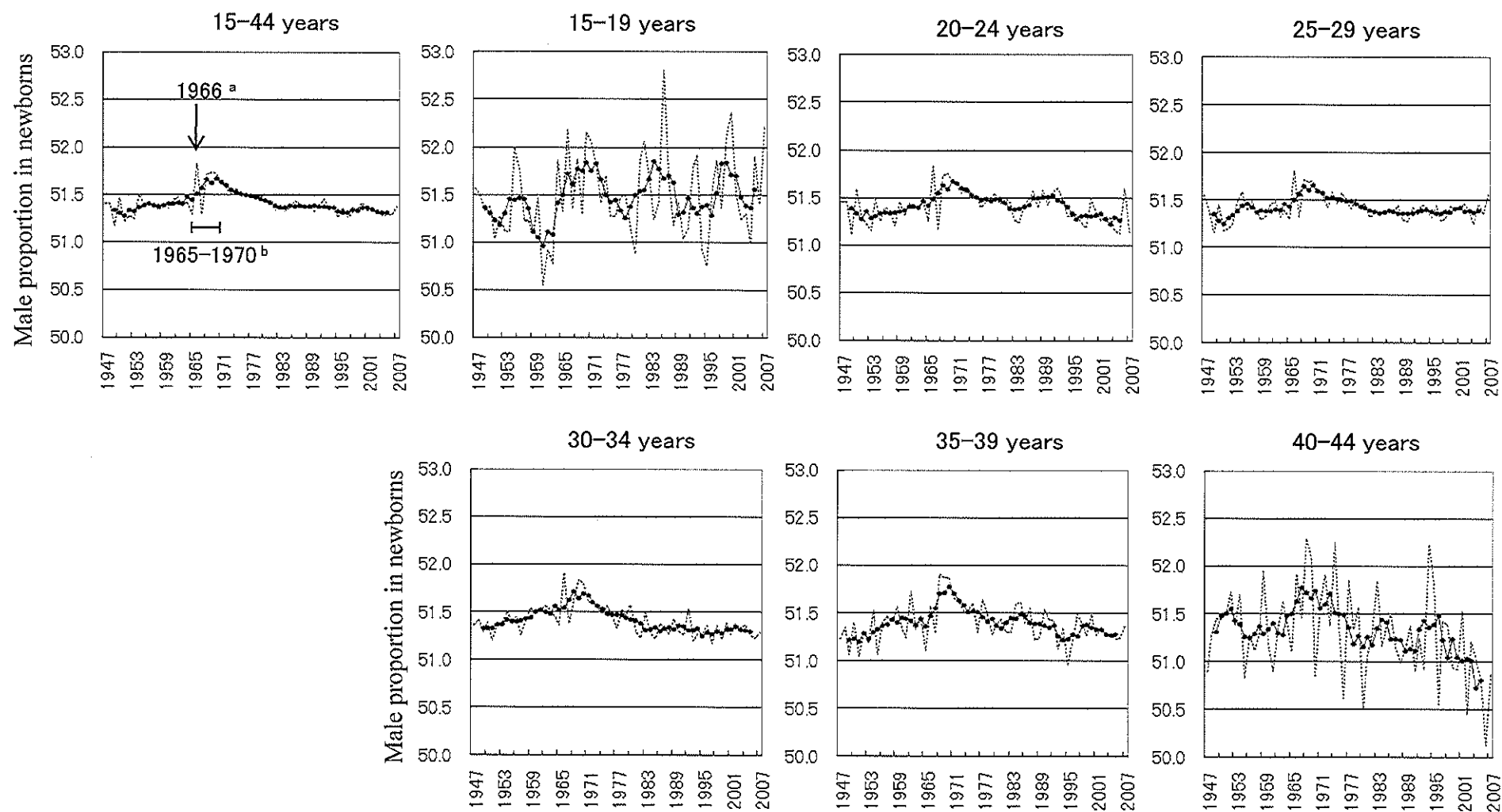


Fig 2.

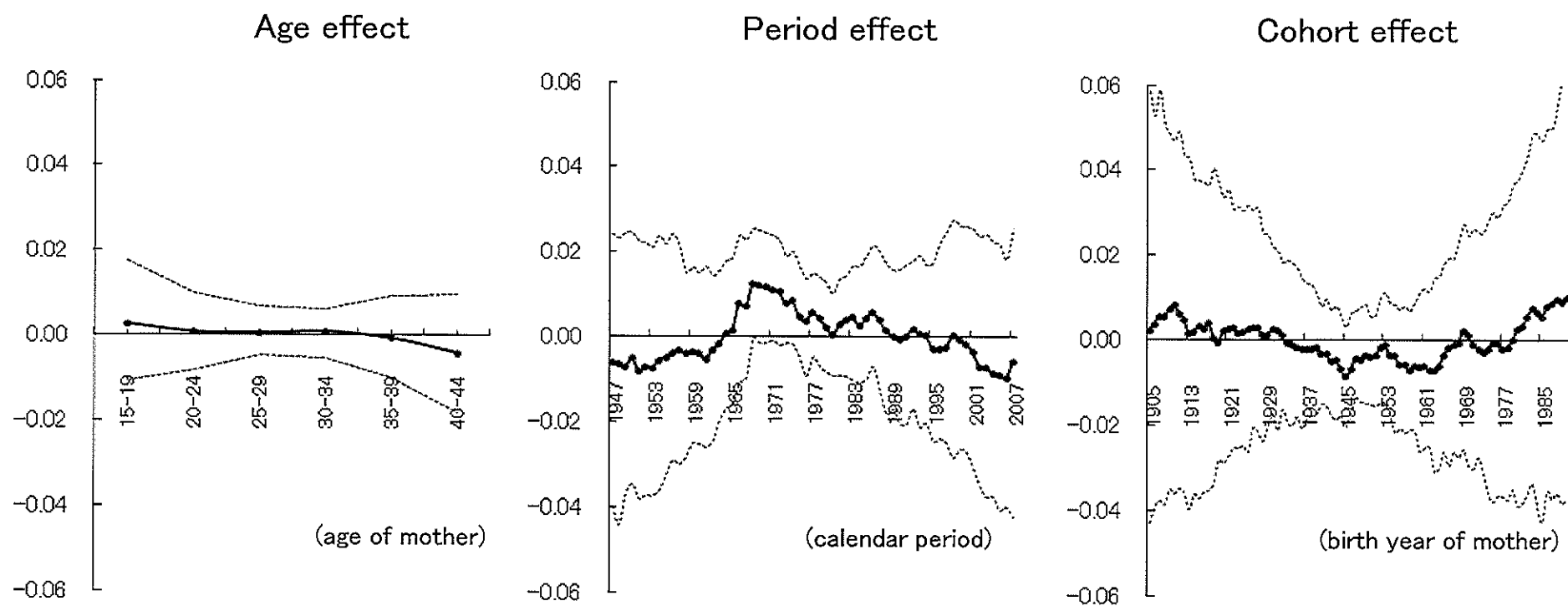


Fig. 3

